APLICACION DE FILTROS KALMAN A LA ESTIMACION DE UN MODELO PARA LA INFLACION ARGENTINA

Aníbal Aubone
Alfredo M. Navarro
Cristina L. Oppezzi

(versión preliminar)

- 1988 -

I. Introducción

El propósito de este trabajo es la estimación de un modelo para la inflación argentina que capte la variabilidad en el tiempo de sus coeficientes, debido a los cambios en la política económica aplicada y a los diferentes comportamientos de los agentes económicos al modificarse sus expectativas (1)

En trabajos anteriores (2) se había analizado la relación entre dinero y precios mediante tests de prelación temporal de tipo bivariados y multivariados y se observó que la relación entre ambas variables era cambiante: en algunas oportunidades la prelación temporal, según los tests, corría de dinero a precios; en otras ocasiones la relación se invertía y el dinero se comportaba en forma exógena; y en el período posterior a junio de 1985 se observaban incrementos en la cantidad de dinero asociados con disminuciones en la tasa de inflación. También se observaban cambios en el comportamiento de las variaciones en el tipo de cambio y de los salarios nominales.

En este trabajo se aplica la técnica conocida como "filtros Kalman", que está desarrollada originalmente en Kalman (1961) a los efectos de analizar el cambio de los coeficientes en el tiempo y con el objeto de obtener una mejor explicación en las causas del proceso inflacionario argentino, de contar con elemento adicional para interpretar los tests de prelación temporal referidos y de hacer posibles mejores pronósticos.

II. El modelo utilizado

Se adoptó un modelo explicativo sencillo, definido por la siguiente ecuación

(1) Existe una amplia literatura sobre este tema. En Lucas y Sargent (1979) se analiza adecuadamente esta cuestión.

(2) En Navarro y Rayó (1981) puede verse la utilización de tests bivariados, y en Balacco y Navarro (1987) la de tests multivariados.

$$p = f(p_{t-s}, m_{t-s}, e_{t-s}, w_{t-s}) \qquad s = 1,...,i \qquad (1)$$

donde p, m, e y w son, respectivamente, las tasas de crecimiento de los precios, de la cantidad de dinero, del tipo de cambio y de los salarios, t el tiempo, e i el número de rezagos.

Este modelo incluye tres clases de elementos, en primer lugar un componente inercial, representado por varios rezagos de la propia endógena; en segundo término los componentes que hacen a los costos, como son los salarios y el tipo de cambio; y por último los incrementos en la cantidad de dinero, que llevan dentro de sí los déficits presupuestarios, que dada la poca importancia relativa del mercado de crédito público se financiaron mediante la creación de dinero.

Se supone que este modelo tiene coeficientes que cambian a lo largo del tiempo, en la medida en que se modifican las políticas y las expectativas, y por lo tanto el comportamiento de los agentes económicos.

Si la inflación tuviera un comportamiento puramente inercial los valores rezagados de la variable explicada serían suficientes como argumentos de la función y al estimarla obtendríamos un alto grado de colinealidad. Sin embargo los importantes cambios que se observan durante el período considerado en los valores reales de la cantidad de dinero, del tipo de cambio y del salario real no respaldan la idea de la inflación puramente inercial, que requiere simplemente la indexación de las referidas variables.

III. Estimación de los parámetros mediante filtros Kalman

Existen diversos métodos en la literatura para el tratamiento de la variabilidad de los coeficientes a lo largo del período muestral (1). En este trabajo hemos seguido el procedimiento conocido como "filtros Kalman", tal como está descripto en la obra de Harvey (1981).

La representación en espacio de estado de un sistema lineal dinámico, está dado por la ecuación de medida

$$y_t = X_t \beta_t + Z_t \xi_t \qquad t=1,\ldots,T \qquad (2)$$

donde y_t es un vector Nx1 de variables observadas, X_t y Z_t son matrices fijas de orden Nxm y Nxn respectivamente, β_t un vector mx1 de variables de estado y ξ_t es un vector de nx1 de errores con media cero y matriz covarianzas η_t.
y por la ecuación de transición que caracteriza el proceso que gobierna las variaciones del vector de estado, no observable, β_t

$$\beta_t = \phi_t \beta_{t-1} + R_t \varepsilon_t \qquad t=1,\ldots T \qquad (3)$$

donde ϕ_t y R_t son matrices fijas de orden mxm y mxk respectivamente y ε_t es un vector kx1 de errores con media cero y matriz de covarianza M_t.

Los errores en ambas ecuaciones se suponen serialmente incorrelados, y siendo β_o el vector de estado en el instante inicial, se supone:

$$\begin{pmatrix} \xi_t \\ \varepsilon_t \end{pmatrix} \sim WN \left[\begin{pmatrix} o \\ o \end{pmatrix} ; \begin{pmatrix} \eta_t & o \\ o & M_t \end{pmatrix} \right]$$

$$E(\beta_o \xi_t') = o \qquad t=1,\ldots,T$$

$$E(\beta_o \varepsilon_t') = o \qquad t=1,\ldots,T$$

donde WN representa ruido blanco.

La técnica filtro Kalman permite la estimación en forma recursiva de los parámetros mediante un conjunto de ecuaciones que actualizan dichas estimaciones toda vez que se dispone de una - -

(1) Una detallada relación de estos métodos puede encontrarse en Judge, Griffiths, Carter Hill y Lee (1980).

nueva observación. Este proceso se realiza en dos etapas. En primer término, se forma el predictor óptimo $b_{t\ t-1}$ para el instante t-utilizando toda la información previa. Esto se lleva a cabo mediante las ecuaciones de predicción.

En la segunda etapa se actualiza el predictor obtenido-mediante la incorporación de una nueva observación y_t, aplicando-las ecuaciones de actualización. Designaremos a dicha actualización con el símbolo b_t.

El filtro Kalman brinda un procedimiento óptimo en cuanto minimiza el error medio cuadrático de los estimadores. Si los errores se distribuyen normalmente y el estimador del vector de estado es el mejor disponible, entonces los estimadores de predicción y actualización son los mejores.

En ausencia del supuesto de normalidad se obtiene un resultado similar sólo dentro de la clase de los estimadores lineales.

En muchos casos se produce una simplificación de la ecuación (2) pues sólo se dispone de una observación por cada período.

Por tanto la ecuación de medida se reduce a

$$y_t = x_t' \beta_t + u_t \qquad t=1,\dots,T \qquad (4)$$

donde y_t es escalar, x_t es un vector mx1 y los errores u_t tienen media cero y varianza $n_t = \sigma^2 h_t$

Supongamos, además, que los parámetros siguen un proceso como el descripto en (3), donde la variable aleatoria ε_t es ruido blanco con media cero y matriz de covarianzas $M_t = \sigma^2 Q_t$.

Sea

b_t : estimador lineal de mínimo error cuadrático de β_t.

$b_{t/t-1}$: estimador lineal de mínimo error cuadrático de $\beta_{t/t-1}$, basado en el conjunto de información $I_{t-1} = (y_1, y_2, \ldots, y_{t-1})$

$\sigma^2 P_t$: matriz de covarianzas del estimador b_t

$\sigma^2 P_{t/t-1}$: matriz de covarianzas del predictor $b_{t/t-1}$

Supongamos conocidas M_t, ϕ_t, R_t, h_t y σ^2.

Supongamos, además, que en el instante t se conoce el estimador b_{t-1} de β_{t-1} y su matriz de covarianzas es $\sigma^2 P_{t-1}$.

Las ecuaciones de predicción serán

$$b_{t/t-1} = \phi_t \; b_{t-1} \tag{5}$$

$$P_{t/t-1} = \phi_t \; P_{t-1} \; \phi_t' + R_t \; Q_t \; R_t' \tag{6}$$

Las ecuaciones de actualización serán:

$$b_t = b_{t/t-1} + P_{t/t-1} x_t \; f_t^{-1} \; (y_t - x_t' \; b_{t/t-1}) \tag{7}$$

$$P_t = P_{t/t-1} - P_{t/t-1} \; x_t \; f_t^{-1} \; x_t' \; P_{t/t-1} \tag{8}$$

donde $f_t = x_t' \; P_{t/t-1} x_t + h_t$

Por último, si suponemos que los parámetros siguen un proceso markoviano de primer orden, donde ϕ_t y R_t son las matrices identidad, dichas ecuaciones coinciden con las presentadas en el software que se utilizó para la estimación de los parámetros (1) ya que haciendo:

$$\sigma^2 \; P_t = \Sigma_t$$

$$\sigma^2 \; P_{t/t-1} = S_t$$

Se obtiene la equivalencia con las fórmulas de dicho software.

$$S_t = \Sigma_{t-1} + M_t \tag{9}$$

$$\Sigma_t = S_t - S_t \; x_t' \; (x_t S_t \; x_t' + n_t)^{-1} \; x_t \; S_t \tag{10}$$

$$b_t = b_{t/t-1} + n_t^{-1} \; \Sigma_t \; x_t \; (y_t - x_t \; b_{t/t-1}) \tag{11}$$

(1) Ver Doan, T. y Litterman, R. (1987).

IV. Procedimiento de estimación

La ecuación elegida incorporó cuatro rezagos de la variable endógena y de cada una de las otras tres variables explicativas de la ecuación (1), se supuso linealidad y se incorporó un término constante unitario, es decir

$$p_t = \beta_0 + \sum_{s=1}^{4} \beta_{1,s}\, p_{t-s} + \sum_{s=1}^{4} \beta_{2,s}\, m_{t-s} + \sum_{s=1}^{4} \beta_{3,s}\, e_{t-s} + \sum_{s=1}^{4} \beta_{4,s}\, w_{t-s} + \quad + \mu_t \tag{12}$$

donde μ es un término de error aleatorio con media nula y varianza constante.

Las variables p, m, e y w se definieron como la tasa discreta de cambio, respectivamente, del índice de precios al consumidor, nivel general, del agregado monetario conocido como M1; de la cotización del dólar comercial tipo vendedor y del nivel nominal de remuneraciones horarias a obreros industriales (1).

Se trabajó con periodicidad mensual, y por eso se eligió el período comprendido entre enero de 1973 y febrero de 1988, ya que el cambio en la velocidad de las reacciones hace inapropiado el análisis mensual para el período comprendido entre enero de 1957 y diciembre de 1972, tal como lo demostraron los intentos de estimación realizados.

Como se ha explicado precedentemente, la aplicación del método de Kalman requiere que se cuente con algunos elementos previos (priors): las matrices Σ_0, M_t, ϕ_t y R_t, el vector b_0 y el escalar $\sigma^2 h_t$, para cuya estimación existen procedimientos diversos. (2)

---

(1) Las series utilizadas fueron tomadas del Banco de Datos DATAFIEL.
(2) Formas alternativas pueden encontrarse en Barbosa y Valls Pereira (1987), Laban (1987) y Meyer y Laban (1987).

En nuestro caso supusimos R_t como matriz identidad y efectuamos la regresión para el período comprendido entre enero de 1970 y diciembre de 1972, de donde obtuvimos el vector b_o y la matriz Σ_o.

Para la estimación de ϕ_t y M_t se procedió de la siguiente manera: se aplicó el período bajo análisis (1973:1 a 1988: 2) el método de los mínimos cuadrados recursivos. Con esa estimación se efectuó la regresión de cada uno de los coeficientes sobre su valor rezagado. Eso nos permitió conocer dos elementos: por un lado la matriz ϕ_t, que solamente tiene valores unitarios en la diagonal principal y los demás elementos nulos; dado que la estimación de un proceso markoviano de primer orden mostró coeficientes no significativamente distintos de la unidad. Por otra parte, los errores estimados de esas mismas ecuaciones se utilizaron para construir la matriz M_t, la cual se supuso fija para el período estimado al igual que ϕ_t.

La varianza de los errores del modelo, σ^2, fué estimada mediante la regresión para todo el período considerado y también se supuso constante.

V. Resultados obtenidos

Se efectuaron dos estimaciones de la ecuación (12). En primer lugar se estimó para el período comprendido entre enero de 1983 y abril de 1984, omitiéndose la variable w (salarios), debido a que se carece de una serie confiable para todo el período.

Con todos estos elementos se realizó la estimación de los coeficientes de dicha ecuación, los que se representan gráficamente en las figuras 1 a 4. La figura 1 representa la evolución del coeficiente del primer rezago de la variable p, dado que los de orden superior fueron muy cercanos a cero y no significativos estadísticamente.

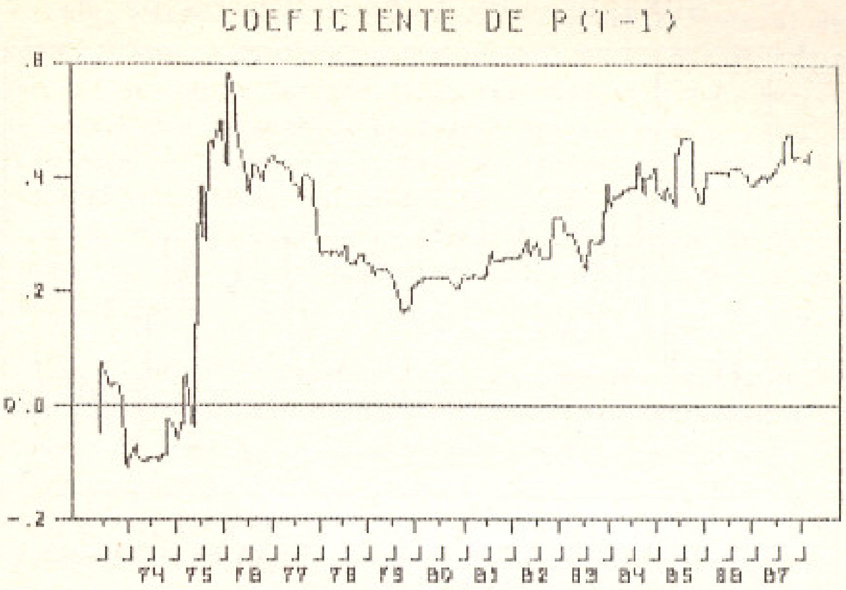

Figura 1: Evolución del valor del coeficiente del primer rezago de la tasa de inflación (ecuación 12) durante el período comprendido entre junio de 1973 y abril de 1988.

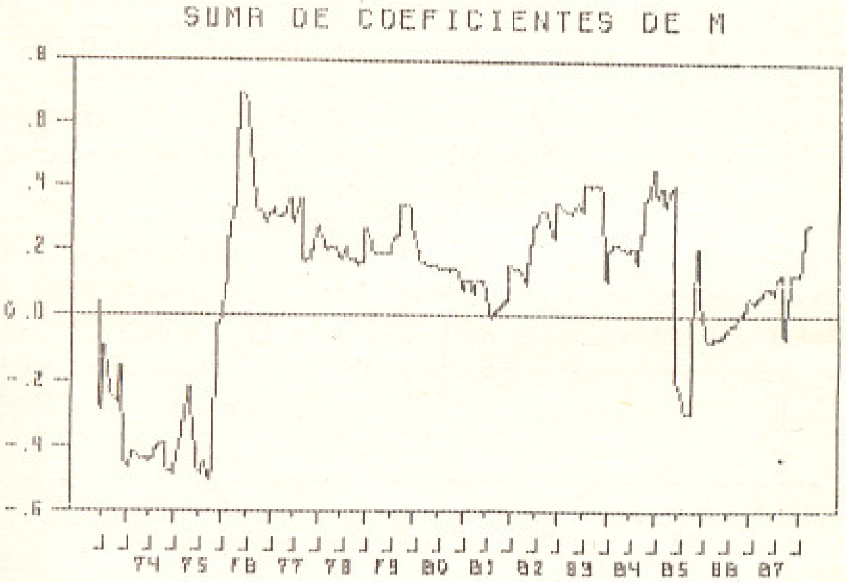

Figura 2: Evolución de la suma de los coeficientes de la tasa de crecimiento de la cantidad de dinero definida como M1 (ecuación 12) durante el período comprendido entre junio de 1973 y abril de 1988.

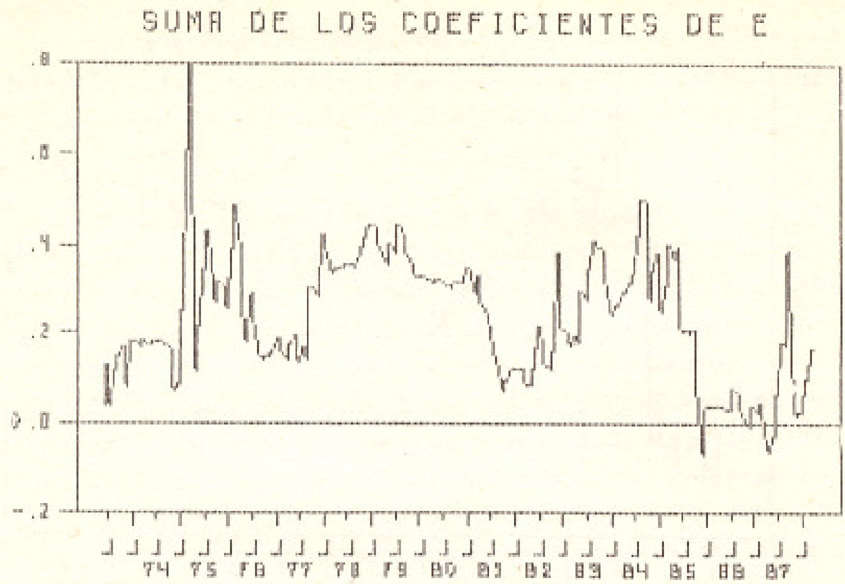

Figura 3: Evolución de la suma de los coeficientes de la tasa de crecimiento de la cotización del dólar en el mercado oficial (ecuación 12) durante el período comprendido entre junio de 1973 y abril de 1988.

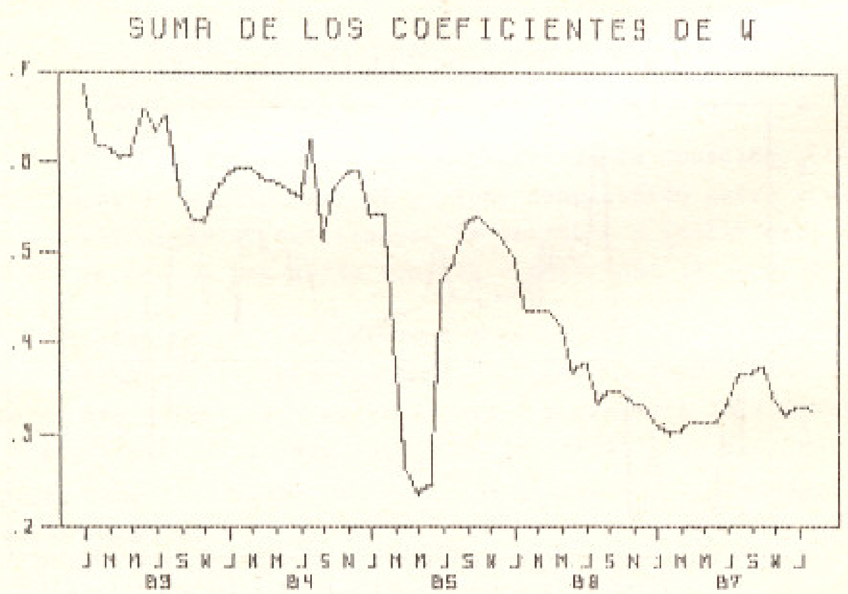

Figura 4: Evolución de la suma de los coeficientes de la tasa de crecimiento del salario nominal (ecuación 12) durante el período comprendido entre enero de 1983 y febrero de 1988.

Este coeficiente, que representa la parte inercial de - la inflación, tiene valores nulos y negativos hasta que se acelera el proceso inflacionario durante 1975, para llegar a 0.6. Luego -- desciende lentamente durante el período comprendido entre 1977 y - 1980, llegando a un valor de 0.2. Después asciende lentamente hasta valores próximos a 0.4, con tendencia creciente. Esto pareciera indicar que cuando va acelerándose la inflación el proceso va haciéndose más inercial, en el sentido de que la inflación pasada -- tiene más gravitación.

La Figura N° 2 representa la suma de los coeficientes - de m, y nos permite extraer algunas observaciones interesantes. Como puede verse la suma de los coeficientes oscila mayor parte del- tiempo entre 0.1 y 0.4, con excepción de los períodos de congelamiento de precios, establecidos en el período (programa de Gelbard en 1973 y Plan Austral en 1985) en que toma valores negativos, y - el programa de preanuncio del tipo de cambio de 1979, tras el cual se hace nulo. Sin embargo en el resto del período tiene valores positivos, que indican que los incrementos en la cantidad de dinero- producen efecto sobre la tasa de inflación. Merece la pena destacar que este fenómeno arroja nueva luz sobre los tests de causalidad de Granger-Sims, tanto bivariados como multivariados, ya que - la regresión sobre todo el período considerado, dada la contradictoria incidencia de los períodos de precios congelados en que la economía se remonetiza y por tanto el crecimiento en la cantidad de dinero se corresponde con reducciones en la tasa de inflación, generando signos negativos en los coeficientes.

La suma de los coeficientes de e pueden verse en la figura 3, observándose que los coeficientes llegan desde valores máximos de 0.8 a inferiores a cero. Pareciera que en los períodos en que el tipo de cambio real se reduce, cae el valor del coeficiente y viceversa, pero el valor de estos coeficientes tiene un comportamiunto bastante errático.

Posteriormente se realizó la estimación para el período comprendido entre enero de 1983 y febrero de 1982, incluyéndose la variable w. Se estimó primero el período comprendido entre agosto de 1980 y diciembre de 1981 (1) y se obtuvieron la matriz Σ_0 y el vector b_0. De la regresión de todo el período se calculó σ^2 (2), y la matriz M se obtuvo con el mismo procedimiento descripto más arriba.

Realizadas las estimaciones se compararon los resultados con los obtenidos precedentemente, ya que por un lado se incluyen cuatro variables adicionales (rezagos de w), lo que podría generar problemas adicionales de multicolinealidad y por otra parte se utilizan "priors" diferentes, toda vez que las matrices Σ_0,M y el vector b_0 son diferentes. Se comprobó la similitud de los resultados obtenidos. En la Figura 4 se observa la evolución de la suma de los coeficientes de w, que declina persistentemente desde enero de 1983, partiendo de valores superiores a 0.5, durante 1983 y 198 Este fué el período en que creció el salario real y se intentó acelerar el nivel de actividad por esta vía. Después del Plan Austral con algunos altibajos, observamos valores entre 0.3 y 0.4, período en el cual los salarios estuvieron limitados en su crecimiento ya sea por normas legales o por la caída de la demanda de productos industriales.

Las estimaciones realizadas no presentan problemas graves de multicolinealidad, de acuerdo a la inspección de la matriz de covarianzas de las variables, y la presencia de la variable endógena rezagada elimina razonablemente la sospecha de autocorrelación de primer orden, mientras que los tests Q de Pierce que hicimos en cada etapa también permitió descartar autocorrelación de orden superior al primero. En cambio es posible que existan problemas de simultaneidad, aunque las variables explicativas no son contemporáneas en ningún caso

(1) La selección del período se realizó en función de las disponibilidad de la serie de salarios empleada.

(2) El valor empleado fué de $\sigma^2 = 0.0025$.

VI. Conclusiones

Las estimaciones realizadas nos indican que el procedimiento conocido como "filtros Kalman", que permite suponer que los coeficientes cambian suavemente a lo largo del tiempo, es adecuado para la ecuación explicativa de la tasa de inflación de nuestro país en el período referido, ya que el valor de los coeficientes cambia efectivamente a lo largo del tiempo.

Tener presente ese cambio implica una sensible disminución en la varianza del modelo, lo que mejora los pronósticos dentro y fuera de la muestra considerada. Además es posible comprender cuáles variables tuvieron mayor o menor importancia cuando se produjeron cambios en la política económica.

Por último, los resultados obtenidos permiten interpretar adecuadamente los tests de causalidad de Granger-Sims entre precios y dinero, ya que pierden significación ante el cambio de los coeficientes dentro del período de estimación.

R E F E R E N C I A S

Balacco, H. y Navarro, A.:"El proceso inflacionario argentino 1978-1986. Un estudio econométrico". Anales de la Asociación Argentina de Economía Política, 1987, vol. 1, 135-176.

Barbosa, F. y Valls Pereira, P.L.:"O insucesso do Plano Cruzado: A Evidencia Empírica de Inflacao 100% Inercial para o Brasil". Anales del IX Encontro Brasileiro de Econometría, 1987, 95-128.

Doan, T. y Litterman, R.:"User's Manual Regression Analysis of Time Series", versión 2.10. VAR Econometrics. Evanston, 1987.

Harvey, A.C.:"Time Series Models". Phillip Allan, Oxford, 1981.

Judge, G., Griffiths., W., Carter Hill, R. y Lee, T.:"The Theory -- and Practice of Econometrics". John Wiley, 1980.

Kalman, R.E.:"A New Approach to Linnear Filtering and Prediction". - ASME, Serie D. Journal of Basic Engeniering, 1961, 82, 95-108.

Laban, R.:"Evolución de la demanda por dinero en Chile (1974-85): - una aplicación del filtro de Kalman". Versión Preliminar. Mimeo,- 1987.

Lucas, R. y Sargent, T.:"After Keynesian Macroeconomics". Federal Re searve Bank of Minneapolis Quaterly Review, 1979, vol. 3, No. 2.

Meyer, P. y Laban, R.:"Aplicaciones del filtro de Kalman a la estimación de elasticidades variables en el mercado de trabajo chileno (1974-1985)", mimeo, 1987.

Navarro, A.M. y Rayó, A.:"Precios, Causalidad y Dinero en Argentina". Económica. Mayo-Diciembre 1985, 2-3, 167-184.